VOLUMEN XV Nº 29 / 30 JUNIO / DICIEMBRE 1992

ECONOMIA

INDICE

ARTICULOS

ECONOMIA. Vol. XV Nº 29 / 30. Junio / Diciembre 1992

CONTRASTES DE COINTEGRACION SOBRE LA PARIDAD DEL PODER DE COMPRA: UNA APLICACION A LOS DATOS DE LA ECONOMIA PERUANA

Juan V. Pizarro Rios*

INTRODUCCION

El objetivo de este documento es determinar si la hipótesis de la paridad del poder de compra en el largo plazo, que es fundamental en los modelos de determinación del tipo de cambio, se puede verificar en la economía peruana durante el período 1976:1-1987:6.

El documento está dividido en tres secciones. En la primera sección se presentan las versiones absolutas y relativas de la teoría de la paridad del poder del compra, sus formulaciones contrastables y una pequeña revisión de

---

* Miembro del Departamento de Econometría de la Universidad de Ginebra. El autor agradece los comentarios y correcciones del Doctor John Cuddy. Este artículo es una versión revisada del trabajo presentado en Setiembre 1992 en el "XI Encuentro Latinoamericano de la Sociedad Econométrica" desarrollado en la ciudad de México. Todos los errores y omisiones son de entera responsabilidad del autor.

la economía peruana. La segunda sección presenta la noción de cointegración, algunas representaciones relacionadas, y una breve caracterización de los contrastes de cointegración. En la tercera sección, se presentan e interpretan los resultados de los contrastes de cointegración. Se contrastan las dos versiones de la paridad del poder de compra; se aplica una prueba directa y se realiza un análisis complementario que incluye el análisis de un modelo de corrección de error. Una cuarta lección presenta la conclusión y una quinta, la bibliografía.

1. CONTRASTES DE LA PARIDAD DEL PODER DE COMPRA EN LA ECONOMIA PERUANA

1.1 La teoría de la paridad del poder de compra

La versión absoluta

Esta versión considera que el poder de compra de un dólar en los Estados Unidos es el mismo que el poder de compra de un dólar en el Perú. De aquí que

$$\frac{1}{P^*} = \frac{S}{P}, \qquad \text{(I)}$$

donde S es el tipo de cambio nominal,
P es el nivel de precios nacional,
P^* es el nivel de precios externo, y
1 representa un dólar.

De acuerdo a esta hipótesis, el tipo de cambio es igual al ratio entré los dos niveles de precios en todo momento.

Un argumento tradicional de esta versión de la teoría de la paridad del poder de compra se centra en la ley de un solo precio: si existe arbitraje de bienes[1], entonces existen bienes transables, los cuales tienen el mismo precio

1. El arbitraje es una operación que permite beneficios sin inversión positiva.

en diferentes países: $P_i = P_i^* S$, donde P_i y P_i^* representan los precios nacional y externo del bien i respectivamente. La paridad del poder de compra absoluta es la generalización de la ley de un solo precio establecida para un solo bien, a precios idénticos para dos canastas de bienes idénticas. El arbitraje de bienes es el mecanismo que determina la relación entre los precios y el tipo de cambio.

Si los mercados internacionales de bienes y servicios fueran perfectos, la ley de un solo precio implicaría el cumplimiento de la paridad del poder de compra en su versión absoluta. Sin embargo, las imperfecciones de los mercados impiden las operaciones de arbitraje y debilitan este argumento.

Otro argumento de la versión absoluta está basado en el rol del equilibrio de los mercados en actividad. Este equilibrio es el principal factor que conduce la relación entre los precios y el tipo de cambio. En otras palabras, los tipos de cambios permiten el equilibrio en los mercados en actividad al igualar la capacidad de compra de diferentes monedas.

La versión relativa

Esta versión es menos restrictiva que la previa. Esta implica que las variaciones nominales del tipo de cambio y de los índices de precios mantienen un ratio constante durante el período analizado, o la misma tasa de variación relativa. Entonces:

$$\frac{S_{t+1}}{S_t} = \frac{P_{t+1}/P^*_{t+1}}{P_t/P^*_t}, \qquad \text{(II)}$$

De acuerdo a la versión relativa de la paridad del poder de compra, la evolución temporal de los tipos de cambio depende sólo de la tasa de inflación de cada país. Esta evolución es aproximadamente igual al diferencial de las tasas de inflación, π-π^*[2].

2. Si la tasa de inflación nacional se define como $\pi=(P_{t+1}-P_t)/P_t$ y la tasa de inflación externa como $\pi^*=(P^*_{t+1}-P^*_t)P^*_t$, entonces la relación (II) puede ser expresada como $(S_{t+1}-S_t)S_t = (\pi-\pi^*)(1+\pi^*)$. Como la tasa de inflación externa es generalmente baja en comparación con la unidad, se puede reescribir $(S_{t+1}-S_t)S_t \approx (\pi-\pi^*)$.

La relevancia de la teoría de la paridad del poder de compra

Las dos versiones de la teoría de la paridad del poder de compra pueden ser verificadas difícilmente para cualquier momento del tiempo. En un régimen de tipo de cambio flotante, las perturbaciones monetarias pueden causar desviaciones temporales de la paridad como consecuencia de las diferencias en la velocidad de ajuste del tipo de cambio nominal, de los salarios y los precios.

La teoría de la paridad del poder de compra se considera mejor como una relación de largo plazo. Variaciones en la tecnología, productividad, preferencias, políticas comerciales y el crecimiento de la fuerza de trabajo son factores reales que llevan a desviaciones permanentes de la paridad del poder de compra como consecuencia de cambios en los precios de equilibrio.

Es posible considerar la paridad del poder de compra como un concepto relevante por dos razones:

- La teoría de la paridad del poder de compra es utilizada por los Bancos Centrales como una guía para definir los tipos de cambio oficiales. Es una práctica utilizada por Cassel (1918), con el propósito de recomendar tipos de cambio oficiales con el objetivo de restaurar relaciones comerciales normales.

- Es un elemento importante en la construcción de modelos de determinación del tipo de cambio, así, Dornbusch[3] y Mussa[4] consideran la paridad como una condición pa el equilibrio del tipo de cambio.

3. R. Dornbusch "Expectations and Exchange rate Dynamics", en *Journal of Political Economy,* 84, 1976, pp. 1161-1176.
4. M. Mussa "A model of exchange rate dynamics" en *Journal of Political Economy,* 90, 1982, pp. 74-104.

1.2 Formulaciones contrastables

La versión absoluta

La versión absoluta de la teoría de la paridad del poder de compra puede ser expresada en términos del tipo de cambio real indicado por E y definido como:

$$E = \frac{S.P^*}{P}$$
$$E = 1$$

Linealizando a través de logaritmos, se obtiene:

$$\ln E = \ln S + \ln P^* - \ln P\ ,$$

o

$$\ln S = \ln E - \ln P^* + \ln P\ .$$

El modelo estadístico que ha sido tradicionalmente contrastado es:

$$\ln S_t = a + b(\ln P_t - \ln P^*_t) + u_t \qquad \text{(III)},$$

donde $a = \ln E$

Si la paridad del poder de compra se verifica, entonces $a=0$, $b=1$, y la evidencia de correlación serial positiva de los errores podría indicar desviaciones permanentes de la paridad del poder de compra de corto plazo.

De un lado, es observable que para contrastar estrictamente la versión absoluta de la paridad del poder de compra, los niveles de precios P y P^* de la formulación deben representar, respectivamente, el valor monetario de una canasta de bienes en términos de las monedas nacional y extranjera. El uso de índices de precios (que no tienen una unidad de medida) en la formulación generará una versión relativa de la teoría de la paridad del poder de compra. En este sentido, Frenkel (1981) y Corbae y Ouliaris (1988) usan equivocadamente índices de precios para contrastar la versión absoluta de la paridad:

Frenkel empleó varios índices de precios para contrastar las versiones absolutas y relativas de la paridad entre el dólar y tres monedas europeas (la libra esterlina, el franco francés, y el marco alemán) para el período 1973:6-1979:7. Igualmente, Corbae y Ouliaris usaron el índice de precios al consumidor para contrastar la versión absoluta de la paridad entre el dólar americano y las monedas de cinco países desarrollados. En este documento, debido a la imposibilidad de disponer de los datos necesarios de los niveles de precios, y para hacer operacional el contraste de la paridad del poder de compra, se usarán los índices de precios como *proxis* de los niveles de precios.

De otro lado, recientes investigaciones en teoría econométrica han enfatizado la importancia de verificar que los errores de las relaciones macroeconómicas sean estacionarios[5]. La importancia de esta relación ha sido probada por dos razones: primero, si los errores son no estacionarios, los resultados de la regresión no serán válidos; y, segundo, la no estacionariedad de los errores u_t implicará que el logaritmo del tipo de cambio nominal y el logaritmo de los precios relativos tenderá a separarse de manera creciente y, por lo tanto, desviarse del equilibrio.

Enfocando esta propiedad del término de error (éste es definido como una combinación lineal de las variables $\ln S_t$ y $\ln P_t - \ln P^*_t$), se puede decir que si dos variables son estacionarias, los errores serán estacionarios (porque cualquier combinación lineal de variables estacionarias es estacionaria). Sin embargo, generalmente estas variables son integradas[6], y una combinación de variables integradas no es necesariamente estacionaria. Para la situación particular en la cual los errores son estacionarios, se puede decir que el logaritmo del tipo de cambio nominal y el logaritmo de los precios relativos conforman un sistema cointegrado[7] de orden (d,f), con d igual a f.

5. Una serie de tiempo es estacionaria si tiene una media, una varianza y una covarianza constante para todo período t.
6. Una variable no estacionaria X es integrada de orden d (denotada como $X \sim I(d)$) si $\Delta^d X$ es estacionaria ($\Delta^d X \sim I(0)$). En este sentido, si una variable es integrada de orden 1, una simple transformación de la variable, de la forma de una primera diferencia, la hará estacionaria.
7. Si $\ln S_t$ y $\ln P_t - \ln P^*_t$ son variables integradas de orden d, y una combinación lineal (el error) es estacionario, entonces estas variables están cointegradas de orden (d,f) con d=f.

En este sentido, la verificación de cointegración es una condición necesaria pero no suficiente para hacer de la paridad del poder de compra una restricción de equilibrio de largo plazo.

La versión relativa

Considerando la versión relativa[8] de la teoría de la paridad del poder de compra:

$$\frac{S_{t+1}}{S_t} = \frac{P_{t+1} / P^*_{t+1}}{P_t/P^*_t}$$

y linealizando, esta relación puede ser reformulada como:

$$\ln \frac{S_{t+1}}{S_t} = \ln \frac{P_{t+1}}{P_t} + \ln \frac{P^*_t}{P^*_{t+1}}$$

$$\ln S_{t+1} - \ln S_t = \ln P_{t+1} - \ln P_t + \ln P^*_t - \ln P^*_{t+1}$$

$$\Delta \ln S_{t+1} = \Delta \ln P_{t+1} - \Delta \ln P^*_{t+1}$$

El modelo estadístico que ha sido tradicionalmente contrastado es:

$$\Delta\ln S_t = b(\Delta\ln P_t - \Delta\ln P^*_t) + v_t \qquad \text{(IV)}$$

Si la paridad del poder de compra se verifica, entonces b=1, y los errores deben ser estacionarios.

8. Esta versión también puede ser expresada en términos del tipo de cambio real: $E_{t+1} = E_t$; esto es, que el tipo de cambio real es estable. Al reemplazar la definición de E en esta relación y reacomodando los términos, se obtiene la relación que expresa la versión relativa de la paridad del poder de compra:

$$\frac{S_{t+1}}{S_t} = \frac{P_{t+1}/P^*_{t+1}}{P_t/P^*_t}$$

Debe enfatizarse que esta formulación tradicional se ha basado en la hipótesis de estacionariedad de las variables $\ln S_t$ y $\ln(P_t/P^*_t)$. Esta hipótesis implica que la primera diferencia de dichas variables ($\Delta \ln S_t$ y $\Delta \ln(P_t/P^*_t)$) también serán estacionarias, y, como consecuencia, el análisis estadístico standard debería ser aplicable. Debido a que la mayoría de variables macroeconómicas son estacionarias, debe darse especial consideración a la interpretación y análisis de la versión relativa, como ha sido formulada en la relación (IV).

Se procederá con el enfoque metodológico. Primero se contrastarán los errores de la relación (IV) para determinar si son estacionarios. Se determinará si el coeficiente b satisface la condición de equilibrio para la paridad del poder de compra (b=1). Finalmente, se analizan los resultados.

1.3 El período de análisis

El período de análisis se extiende desde Enero de 1976 hasta Junio de 1987. Se empezará con una breve descripción de los gobiernos peruanos, las políticas económicas y los regímenes cambiarios durante las últimas dos décadas, con el objetivo de justificar el período de análisis.

Octubre 1968-Agosto 1975. Un gobierno militar aplica una estrategia de industrialización por sustitución de importaciones basada en la protección total de la industria nacional y en la adopción de un tipo de cambio fijo durante siete años.

Setiembre 1975-Julio 1980. Un gobierno militar aplica una política progresiva de liberalización de mercados, adoptando, primero, un tipo de cambio fijo con devaluaciones periódicas (75-78), y luego una política de mini-devaluaciones (78-80).

Agosto 1980-Julio 1985. Un gobierno constitucional, no adoptó propiamente una estrategia de industrialización, aunque apoyó algo la promoción de exportaciones y se caracterizó por una rápida liberalización de todos los mercados, en particular, del mercado cambiario, aplicando un sistema de mini-devaluaciones diarias.

Agosto 1985-Junio 1987. Un gobierno constitucional adoptó un programa de estabilización de la producción basado en la expansión del gasto público y en el control de precios y el tipo de cambio.

Julio 1987-1990. Segundo período del mismo gobierno caracterizado por el anuncio de un control estatal de la banca privada, generando una seria crisis política, económica y social, que aceleró la fuga de capitales, la recesión y la inflación (hiperinflación). El gobierno aplicó un sistema de tipos de cambio múltiples con altas devaluaciones. La mayoría de las transacciones fueron transferidas gradualmente del mercado cambiario oficial al mercado cambiario libre.

En este contexto, las desviaciones de corto plazo de la paridad del poder de compra son evidentes, pero se puede preguntar si las desviaciones son auto-revertidas en el largo plazo.

El período más reciente no ha sido considerado por que genera puntos atípicos en el análisis econométrico (problemas de heterocedasticidad)[9].

1.4 Los datos

Se usaron datos mensuales del International Financial Statistics del FMI para el período Enero 1976 hasta Junio 1987, para obtener las siguientes variables:

- el índice de precios al consumidor de los Estados Unidos, base 1980 (código 64).
- el índice de precios al consumidor del Perú, base 1980 (código 64).
- el tipo de cambio de fin de período medido en términos de intis por dólar (código ae).

9. Una inspección preliminar de los datos, incluyendo el último período, indica que las series $\ln S_t$ y $\ln(P_t/P^*_t)$ no son integradas. Después de tomar varias diferencias, una condición de la estacionariedad no fue satisfecha: la varianza constante en todos los períodos de tiempo. Este problema fue generado por la introducción del subperiodo 1987:07-1990. En ese caso, el análisis basado en los contrastes de cointegración (aplicable a variables integradas del mismo orden) es más complicado.

Al escoger el índice de precios al consumidor (basado en una canasta que incluye casi todos los bienes y servicios) como el índice relevante para verificar la paridad, se ha tomado posición en favor de un enfoque de activos[10].

2. COINTEGRACION

2.1 *La cointegración y algunas representaciones de vínculos*

La co-integración

El concepto de co-integración, conocido como el teorema de representación de Granger, fue presentado por Granger en 1981. La co-integración permite un modelo de equilibrio de largo plazo. Si se tienen dos variables, x_t e y_t, que son no estacionarias y una combinación lineal, $z_t = y_t - \alpha x_t$, que es estacionaria, entonces las dos variables x_t e y_t están co-integradas[11], z_t puede ser interpretada como una relación de equilibrio entre estas dos variables, y toda desviación $z_t \neq 0$ puede ser interpretada como el error del equilibrio.

La hipótesis de co-integración es una hipótesis importante en términos de las ideas económicas implícitas en el equilibrio de largo plazo. Si existe un vector de co-integración, ello significa que existe una relación de largo plazo entre un grupo de variables, cuyo comportamiento de corto plazo podría ser complejo.

---

10. Esta posición considera el rol del equilibrio en los mercados activos como el principal elemento que guía la relación entre los precios y el tipo de cambio. Si el tipo de cambio permite equilibrar los mercados activos igualando la capacidad de compra de diferentes monedas, el índice de precios relevante debe considerar una canasta de bienes amplia. Para aquellos que enfatizan el rol del arbitraje de bienes como el mecanismo que sostiene la paridad, el índice de precios estará basado en una canasta de bienes más restringida: bienes transables, el índice de precios al por mayor será el que otorgue un mayor peso a este tipo de bienes.
11. La relación lineal $y_t = \alpha x_t + z_t$ es llamada la ecuación de co-integración.

El modelo de corrección de error

Los conceptos de co-integración y corrección de error están íntimamente vinculados. Engle y Granger (1987) probaron que si un conjunto de variables está co-integrado entonces existe una representación de corrección de error y viceversa.

Esta representación tiene la ventaja de separar los efectos de corto plazo de aquellos del largo plazo, los cuales tienen una interpretación económica asociada.

Un modelo de corrección de error de dos variables permite modelar una variable en primeras diferencias como función de las dos variables rezagadas en primeras diferencias (dinámica de corto plazo) y una combinación lineal de los niveles de las variables (error de equilibrio).

La representación de tendencias comunes

Stock y Watson (1988) dieron una interpretación de las relaciones de cointegración en términos de tendencias estocásticas comunes. Esta representación divide el comportamiento de las variables co-integradas en un componente con tendencia estocástica y en un componente estacionario. La representación de tendencias comunes ha sido usada para construir los contrastes de cointegración debido a la estrecha relación entre las dos representaciones: si existen r relaciones de co-integración en un modelo de N variables, existirán N-r tendencias estocásticas comunes, y viceversa.

2.2 *Contrastes de cointegración*

Existen varios enfoques para contrastar la co-integración. El enfoque más popular es contrastar la estacionariedad de los residuos de las ecuaciones de co-integración: si las variables x_t e y_t son no estacionarias (pero integradas, por ejemplo, de orden 1) y si los residuos de las ecuaciones de co-integración son estacionarios, se puede sostener que existe cointegración entre x_t e y_t. En este enfoque, el contraste de cointegración es un contraste de estacionariedad aplicado a los residuos de las ecuaciones de cointegración. El contraste de

estacionariedad de una variable más conocido, es el contraste de raíz unitaria de Dickey-Fuller. Otros enfoques no hacen uso de los residuos de la ecuación de cointegración para contrastar la co-integración: Johansen (1988), Stock y Watson (1988).

Contrastes de raíz unitaria sobre los residuos de la ecuación de co-integración

La prueba de Dickey-Fuller fue construida para contrastar la existencia de una raíz unitaria[12]. En este caso, se aplica primero para determinar el orden de integración de cada variable, y luego (en el caso donde todas las variables tengan el mismo orden de integración y mayor a cero) para contrastar si los residuos de la ecuación de co-integración son estacionarios (prueba de co-integración).

Al trabajar con variables macroeconómicas es frecuente encontrar autocorrelación. Por ello, Dickey y Fuller desarrollaron el contraste "Dickey-Fuller aumentado", que es una corrección paramétrica de los contrastes arriba mencionados.

El contraste de raíz unitaria propuesto por Phillips (1987) es una alternativa al contraste de Dickey-Fuller aumentado, y está basado en la corrección no paramétrica del problema de autocorrelación. Este contraste es considerado como no paramétrico porque no es necesario conocer el esquema de autocorrelación.

---

12. Dickey-Fuller consideraron el modelo $X_t = \alpha X_{t-1} + \epsilon_t$ donde ϵ_t es ruido blanco ($\epsilon_t \sim iid(0,\sigma^2)$) y X_0 es fijo.
Si $\alpha = 1$, X_t tiene una raíz unitaria sin deriva, y es no estacionario, pero integrado de orden uno. En este caso:
$X_t = X_{t-1} + \epsilon_t$.
El modelo es conocido como una caminata aleatoria y tiene media constante (igual a X_0). Sin embargo, su varianza es función del tiempo ($V(X) = t\sigma^2$), de aquí que X_t es no estacionario. De manera inversa, ΔX_t es estacionario porque $\Delta X_t = \epsilon_t$, implicando que X_t está integrado de orden 1.
Si $|\alpha|<1$, entonces X_t es estacionario ($X_t \sim I(0)$) porque la media y la varianza son constantes.
N.T.: Siguiendo la tradición de la econometría española, se usa el término "deriva" como traducción de "drift".

El contraste de Johansen

Johansen (1988) propuso un contraste de ratio de verosimilitud para determinar el número de relaciones de co-integración de un conjunto de variables. Esta prueba no está basada en los residuos de la ecuación de cointegración, sino en un análisis de rango de la matriz de coeficientes de un modelo que es una variante de la representación de corrección del error.

El contraste de Stock y Watson

Stock y Watson (1988), considerando la tendencia estocástica común, buscaron determinar el número de tendencias estocásticas comunes (raíces unitarias) subyacentes en un conjunto de N variables. En vista de la estrecha relación existente entre la representación de co-integración y la de tendencias comunes, la formulación de este problema es equivalente a buscar determinar el número de vectores de co-integración. En otras palabras, para N-r raíces unitarias o tendencias estocásticas comunes, existirán r vectores de co-integración. El test está basado en el más pequeño valor característico de la matriz NxN de autocorrelaciones de primer orden. La idea es simple: si hay N tendencias estocásticas comunes, todos los valores propios de la matriz serán iguales a la unidad (en el límite, la matriz de autocorrelaciones será la matriz unitaria de orden N), de otro lado, si hay un vector cointegrante, entonces el valor característico más pequeño de la matriz será cero y todas las otras raíces restantes serán unitarias (en el límite, la matriz de autocorrelaciones será de rango N-1 y tendrá la cifra 1 en los primeros N-1 elementos de la diagonal).

3. EVIDENCIA EMPIRICA

3.1 Literatura sobre la evidencia empírica de la paridad del poder de compra basada en tests de cointegración

La literatura sobre la evidencia empírica de la paridad del poder de compra basada en la aplicación de contrastes de cointegración es relativamente reciente, y presenta resultados mixtos que dependen de varios factores, tales como el período de análisis, el intervalo temporal utilizado, las características

del país, el tipo de índice seleccionado y el tipo de contraste de cointegración utilizado.

Taylor y McMahon (1988) aplicaron el test Dickey-Fuller aumentado a los residuos de la ecuación cointegrante para contrastar la paridad del poder de compra entre las monedas de cuatro países (Estados Unidos, Reino Unido, Francia y Alemania). Utilizando datos mensuales de los índices de precios al por mayor, para el período de los años 20, encontraron una fuerte evidencia en favor de la paridad del poder de compra (con excepción de la relación entre la tasa de cambio dólar americano/libra esterlina y los precios relativos Reino Unido/Estados Unidos). Ellos consideraron que sus resultados reconcilian la evidencia conflictiva de la literatura, puesto que la noción de cointegración permite no tener en consideración la dinámica de corto plazo al momento de contrastar el equilibrio de largo plazo.

Ahking (1990) reexamina una parte de los resultados, esencialmente, los que rechazan la cointegración mencionada anteriormente. El confirma los resultados de Taylor y McMahon utilizando nuevos valores críticos, publicados por Engle e Yoo, para contrastar la cointegración en el caso de regresiones cointegrantes con varias variables. La originalidad de Ahking es que no impone restricciones a los coeficientes de las variables. Así, la ecuación cointegrante es una ecuación de tres variables (dos de las cuales son los índices de precios nacional y extranjero). Taylor y McMahon trabajaron, en cuanto a ellos concierne, con una ecuación cointegrante de dos variables (una de las cuales corresponde a los precios relativos) imponiendo así una restricción sobre los coeficientes de los índices de precios.

Layton y Stark (1990) aplican cuatro tests[13], sugeridos por Engle y Granger (1987), para contrastar la cointegración entre el nivel de precios de Estados Unidos (medido por el índice de precios al consumidor) y un índice de precios ajustado por la tasa de cambio, calculado como una media ponderada de los índices de precios ajustados de los principales socios comerciales de Estados Unidos (Canadá, Alemania, Francia, Italia, Japón y el Reino

13. Esos tests son los tests Dickey-Fuller, Dickey-Fuller aumentado y Durbin-Watson aplicados a los residuos de la ecuación cointegrante, y el test llamado ARVAR basado en la estimación de modelos de corrección de error.

Unido). Utilizando datos mensuales y trimestrales y para los períodos 1974-1987 y 1963-1987, encuentran una muy débil evidencia en favor de la cointegración. En ningún caso, el test Dickey-Fuller aumentado, aplicado a los residuos de la ecuación cointegrante, aunque es el test más apreciado por Engle y Granger, permite verificar la cointegración.

Johnson (1990) utiliza los conceptos de cointegración y de corrección de errores para estudiar la paridad del poder de compra entre Canadá y Estados Unidos. Tomando como índice de precios, el deflactor del Producto Nacional Bruto, varios subperíodos de 1980-1986 y de 1950.3-1986.4 son respectivamente analizados con datos anuales y trimestrales. Utilizando los tests Dickey-Fuller, Dickey-Fuller aumentado y Durbin-Watson, aplicados a los residuos de las ecuaciones cointegrantes, él encuentra evidencia de paridad particularmente fuerte para el período 1950-1986. Cuando estima el modelo de corrección de errores, encuentra que el término de error juega un rol en la determinación de la variación de los precios canadienses tanto para el período de tasa de cambio fijo como para el de tasa de cambio flexible.

Kim (1990) analiza la paridad del poder de compra entre Estados Unidos y cada uno de los países siguientes: Canadá, Francia, Italia, Japón y Reino Unido. Utiliza dos índices de precios: el índice de precios al consumidor para el período 1914-1987, y, el índice de precios al por mayor para el período 1900-1987. Utilizando los tests de Phillips y Perron (1988) aplicados a los residuos de la ecuación cointegrante, él obtiene los siguientes resultados: la tasa de cambio nominal es en general cointegrada con los precios relativos medidos, sea en términos de los índices de precios al consumidor, sea en términos de los índices de precios al por mayor; algunas excepciones son el dólar canadiense que no está cointegrado con ninguna medida de los precios relativos y el yen y la libra esterlina que son integrados solamente con los precios relativos medidos en términos de los índices de precios al por mayor. Cuando sugieren que las desviaciones de la paridad del poder de compra afectan significativamente las tasas de cambio.

McNown y Wallace (1989) contrastan la paridad del poder de compra de Argentina, Brasil, Chile e Israel, economías caracterizadas por una elevada tasa de inflación. Para datos mensuales del índice de precios al consumidor y del índice de precios al por mayor (para los años 70 y 80), ellos utilizan los tests Dickey-Fuller y Dickey-Fuller aumentado aplicados a los residuos

de la ecuación cointegrante. Los resultados son en favor de la cointegración para Chile, Argentina e Israel, cuando el índice de precios utilizado es el índice de precios al por mayor. Por el contrario, no se encuentra ninguna evidencia en favor de la cointegración cuando se utiliza el índice de precios al consumidor; y, para Brasil, la cointegración es rechazada para cualquier índice empleado. Cuando ellos aplican un test más directo de la paridad del poder de compra (testear la estacionaridad de la tasa de cambio real) encuentran que la tasa de cambio real es estacionaria en términos de los índices de precios al por mayor solamente para los casos de Argentina y Chile.

3.2 Orden de integración

Para determinar el orden de integración de cada una de las variables de la ecuación cointegrante, se han utilizado los tests Dickey-Fuller y Dickey-Fuller aumentado, cuyos resultados son respectivamente presentados en los cuadros 1a y 1b.

Un examen preliminar de los gráficos de las variables lS (el logaritmo del tipo de cambio nominal) y lP (el logaritmo del ratio de los índices de precios peruano y estadounidense) podría indicar que las dos variables son integradas de segundo orden. Sin embargo, los resultados de los contrastes de raíz unitaria de Dickey-Fuller (con o sin deriva) no apoyan esta posición. Pero, como se está trabajando con series de tiempo económicas, es probable que exista autocorrelación positiva, en cuyo caso, los estadísticos t estarían sobre-estimados. Una vez que se aplica el contraste de Dickey-Fuller aumentado para corregir la autocorrelación, es imposible rechazar la hipótesis que las dos variables son integradas de segundo orden: lS, lP ~ I(2). Estos resultados podrían mostrar una explicación de las magnitudes de inflación y depreciación.

3.3 La versión absoluta

Las ecuaciones cointegrantes correspondientes a la versión absoluta de la paridad del poder de compra (relación (III) han sido estimadas (con y sin constante)) y los resultados son presentados en el cuadro 2.

El contraste de raíz unitaria de Dickey-Fuller fue aplicado a los residuos de las ecuaciones de co-integración correspondientes a la versión absoluta (relación (III)). Los resultados permanecen inalterados cuando se corrige la autocorrelación a través del contraste de Dickey-Fuller aumentado y del contraste de Phillips. La conclusión es que la versión absoluta de la paridad del poder de compra no es verificada porque existe una raíz unitaria en los residuos de la ecuación de co-integración (los residuos son no estacionarios), o, en otros términos, no existe completa cointegración entre las variables lS y lP[14].

Estos resultados muestran que si se busca verificar la versión absoluta de la paridad del poder de compra a través de la hipótesis a=0 y b=1, usando los contrastes estadísticos de la regresión clásica, sin preocuparse de analizar la estacionariedad de los residuos (si las variables están cointegradas) puede llevar a conclusiones erróneas. Si los residuos son no estacionarios, entonces los contrastes de la regresión clásica ya no son válidos.

3.4 La versión relativa

El cuadro 2 muestra las estimaciones de las ecuaciones cointegrantes correspondientes a la versión relativa de la paridad del poder de compra (relación (IV)).

Tomando esas estimaciones se calculan los residuos para aplicar los contrastes de raíces unitarias (cuadro 3b). Contrastando con y sin constante, el valor del contraste de Dickey-Fuller permite rechazar la hipótesis de no co-integración. Cuando se corrige la autocorrelación con el uso del contraste de Dickey-Fuller aumentado, la hipótesis de no co-integración es rechazada solo si el número de rezagos considerados varía entre uno y cinco. Sin embargo, los resultados del contraste alternativo de Phillips verifican la existencia de co-integración.

---

14. Las variables lS y lP deberían ser CI(2,2) para mostrar evidencia a favor de la versión absoluta de la paridad del poder de compra.

Se obtienen resultados idénticos cuando se aplica el contraste de Johansen, con o sin constante, y para la mayoría de los casos de parametrización del número de rezagos. En todos estos casos, la hipótesis de cero vectores de co-integración es rechazada, y los valores calculados de J(0) y $J_{\mu}(0)$ son mayores que sus valores críticos.

Cuando se aplican los contrastes de Stock y Watson, los resultados permiten verificar la existencia de co-integración entre ΔlS y ΔlP. Los resultados (cuadro Nº5) muestran que para ambos modelos, sin corrección de autocorrelación (el caso donde el número de rezagos J = 0), o corrigiendo el problema de autocorrelación (el caso donde $J \geq 1$), la hipótesis de dos tendencias estocásticas comunes es rechazada y la hipótesis alternativa es aceptada: existe una tendencia estocástica común, por tanto, existe una relación de co-integración.

Los resultados de los contrastes son todos consistentes con la existencia de una relación de cointegración entre ΔlP y ΔlS, esto es, que los residuos son estacionarios, lo cual estará a favor de la versión relativa de la paridad del poder de compra, como ha sido formulado en la relación (IV).

De otro lado, la existencia de co-integración entre ΔlS_t y ΔlP_t es una condición necesaria pero no suficiente para verificar la versión relativa de la paridad del poder de compra. Para verificarla, será necesario contrastar si las restricciones teóricas son satisfechas. Sin embargo, Park y Phillips (1988) y Stock (1987) probaron en el caso donde existe cointegración, que:

- los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios de los coeficientes de las variables integradas son consistentes ("superconsistentes"), pero,
- la distribución límite de los estimadores de mínimos cuadrados ordinarios no es standard. Por ello, los contrastes usuales de los coeficientes de las variables integradas no pueden ser utilizados[15].

15. La excepción es el caso particular de un modelo con una sola variable explicativa integrada que tiene una raíz unitaria con deriva. West (1986) probó que, en este caso, el estadístico t standard puede ser utilizado.

Para verificar la versión relativa de la paridad del poder de compra, como está formulada en la relación (IV), se imponen las restricciones teóricas directamente en el vector de co-integración α[16] y se contrasta la estacionariedad de los residuos de la ecuación de co-integración, $z_t = \alpha'\Delta X_t$.

Siguiendo la hipótesis b=1, los residuos de la ecuación de co-integración (los desvíos de la versión relativa de la paridad del poder de compra) son calculados como $z_t = \Delta lS_t - \Delta lP_t$. Se contrastará si dichos desvíos (que pueden ser interpretados como el logaritmo del tipo de cambio real en primeras diferencias ΔlnE_t) son estacionarios.

Los resultados muestran que, cuando se corrige de autocorrelación, los contrastes de Dickey-Fuller aumentado y el de Phillips permiten rechazar la hipótesis de una raíz unitaria para los modelos con o sin deriva. La conclusión es que ΔlnE_t es estacionario[17].

Para resumir, estos resultados muestran coherencia con los de los contrastes de cointegración y podrían permitir concluir que la paridad del poder de compra en su versión relativa, como está establecida en la formulación (IV), puede ser verificada para el período 1976:1 hasta 1987:6.

3.5 Un contraste directo de la paridad del poder de compra

Como se explicó en la sección I, la formulación contrastable (IV) ha sido tradicionalmente evaluada en base a la hipótesis de la estacionariedad de las variables lS_t y lP_t. Sin embargo, en este caso particular, estas dos variables son no estacionarias pero integradas de segundo orden y, consecuentemente, las variables en primeras diferencias serán integradas de orden 1.

Siendo este el caso, los residuos de la ecuación de cointegración correspondientes a la versión relativa e interpretados como los logaritmos del

16. El vector de coeficientes de co-integración restrictivo será entonces $\alpha'=(1,-1)$, el cual corresponde al vector $\Delta X_t' = (\Delta lS_t\ \Delta lP_t)$.
17. En el mismo sentido, no se puede rechazar la hipótesis de una deriva igual a cero.

tipo de cambio real en primeras diferencias, son estacionarios. Esta estacionariedad puede ser obtenida en dos diferentes formas:

— Primero, el logaritmo del tipo de cambio real $\ln E_t$ es estacionario y por tanto, su primera diferencia $\Delta \ln E_t$ también lo es.
— Segundo, el logaritmo del tipo de cambio real, $\ln E_t$, es no estacionario pero integrado de orden 1, lo cual implica que su primera diferencia $\Delta \ln E_t$ es estacionaria.

La interpretación de estos resultados es totalmente diferente para cada caso. Para analizar mejor estas posibilidades se seguirá a Purvis (1982) y Bruce y Purvis (1985), quienes consideran que la paridad del poder de compra puede ser expresada como:

$$P = kSP^*$$

donde k puede ser interpretado como el tipo de cambio real, y k^* es el valor de equilibrio de largo plazo de k. Purvis considera que la paridad del poder de compra se verifica cuando k es igual a k^*. Si la versión absoluta es verificada, entonces k^* es igual a la unidad; si la versión relativa es verificada, entonces k^* es constante y diferente de 1 [18]. El caso donde k^* es constante está denotado por Purvis como la versión "naif" de la paridad del poder de compra. Las perturbaciones monetarias no afectan k^*, pero afectan k, mientras que las perturbaciones reales afectan tanto a k^* como a k. De acuerdo a Purvis, la introducción de k^* permite considerar el caso de un tipo de cambio real de equilibrio de largo plazo que puede ser variable debido a shocks reales.

La formulación contrastable de la versión relativa de la paridad del poder de compra es por tanto, compatible con la forma "naif" de la paridad del poder de compra (el principal objetivo de este documento), y con el caso

18. k^* es constante y diferente de 1 para permitir la presencia de tarifas y otras distorsiones. Si las distorsiones son constantes, entonces k^* será constante también, y la asociación entre las variables S, P y P^* será establecida en términos de la formulación contrastable de la paridad del poder de compra en su forma relativa (relación (IV)).

particular donde k^* es una variable no estacionaria, pero integrada de orden 1 [19].

Para determinar qué caso corresponde a los resultados, se usó un procedimiento directo para contrastar si el logaritmo del tipo de cambio real tiene raíz unitaria (se aplicaron los contrastes de Dickey-Fuller aumentado, y de Phillips, para los casos con y sin deriva). Como no se pudo rechazar la hipótesis de raíz unitaria, el logaritmo del tipo de cambio real es no estacionario, lo que implica que la versión "naif" de la paridad del poder de compra no se verifica.

Se puede concluir que la evidencia empírica no permite verificar ni la versión absoluta ni la versión relativa de la paridad del poder de compra en condiciones de equilibrio de largo plazo. Aún cuando no se pueda concluir que $\ln K^*$, el logaritmo del tipo de cambio real de equilibrio, tenga raíz unitaria, se puede "percibir" que existe una relación estable de largo plazo entre $\ln S_t$ y $\ln(P_t/P^*_t)$ como lo indicó la existencia de cointegración de orden (2,1) entre dichas variables.

---

19. Esto se puede probar fácilmente:
Sea $P=kSP^*$ donde $k=k^*$ (se establece la paridad del poder de compra).
Aplicando logaritmos, reordenando los términos e introduciendo un término de perturbación u_t, que es estacionario para incorporar las desviaciones de corto plazo de la paridad, se obtiene:
$$\ln S_t = \ln k + (\ln P_t - \ln P^*_t) + u_t$$
Si $k^*=1$ (o $\ln k^*=0$) se tiene la versión absoluta. Si k^* es constante y diferente de 1 (o $\ln k^*$ = constante) se tiene la versión relativa. Si k^* es variable pero integrado de orden 1, entonces la expresión ($\ln k^* + u_t$) será integrada de orden 1: el logaritmo del tipo de cambio real tiene una raíz unitaria.
Tomando diferencias en la relación establecida previamente, se tiene:
   - Para la versión "naif"
   $\Delta \ln S_t = (\Delta \ln P_t - \Delta \ln P^*_t) + (u_t - u_{t-1})$, donde las variables $\ln S_t$ y $(\ln P_t - \ln P^*_t)$ son estacionarias y por construcción los residuos son estacionarios (también, si todas las variables son estacionarias, los residuos también deben ser estacionarios).
   En el caso donde las variables son no estacionarias, pero integradas de orden 1, y los residuos son estacionarios, la formulación contrastable (IV) no es adecuada. La fórmula correcta corresponde a la expresión que sigue al modelo de corrección de error.
   - En el caso donde $\ln k^*$ es integrado de orden 1:
   $\Delta \ln S_t = (\Delta \ln P_t - \Delta \ln P^*_t) + (\ln K^*_t - \ln k^*_{t-1} + u_t - u_{t-1})$ donde el último término entre paréntesis corresponde a los residuos. Si $\ln k^*_t$ tiene raíz unitaria, los residuos serán estacionarios.

Estas fórmulas son compatibles con la relación (IV), la formulación contrastable de la paridad del poder de compra en su forma relativa que se tiene estimada.

No es nada sorprendente que la paridad del poder de compra en sus versiones relativa o absoluta no sea verificada para el Perú. Esto es así porque, aún cuando la inflación fue alta durante el período analizado, estaba lejos de los niveles de hiperinflación, y por tanto los factores reales podrían haber sido suficientemente fuertes para más que compensar los factores monetarios y así afectar la condición de paridad.

3.6 Un análisis complementario

Un análisis complementario determinó que el logaritmo del tipo de cambio real en sus primeras diferencias es serialmente independiente. El contraste de Box-Pierce[20] basado en los coeficientes de autocorrelación y calculado para diferentes parametrizaciones del máximo número de rezagos, no rechaza la hipótesis de independencia serial. Se puede concluir que el logaritmo del tipo de cambio real se comporta como un proceso de caminata aleatoria. Este resultado es acorde con algunos desarrollos empíricos y teóricos en finanzas. Roll (1979) y Adler y Lehmann (1983) encontraron que no podían rechazar la hipótesis que el tipo de cambio real se comportaba como una caminata aleatoria. Roll, basado en consideraciones de arbitraje para bienes transables, y, Adler y Lehmann, basados en consideraciones de arbitraje financiero, interpretaron estos resultados como una evidencia de la hipótesis de mercados eficientes. Sin embargo, para el caso peruano, en el período bajo análisis, no se pueden aceptar estas consideraciones dadas las limitadas posibilidades de arbitraje de bienes transables y el subdesarrollo del mercado financiero.

Por otro lado, la existencia de una relación estable de largo plazo como la encontrada previamente hace posible construir una ecuación que pueda explicar la dinámica de la trayectoria de ajuste del tipo de cambio. En vista

20. El estadístico de Box-Pierce es:

$$Q = T \sum_{S}^{L} r_s^2$$

donde r_s es el coeficiente de correlación entre X_t y X_{t-s} (el coeficiente de autocorrelación), T es el número de observaciones y L es número óptimo de rezagos a ser considerados. Q se distribuye como una Chi-Cuadrado con L grados de libertad.

del vínculo entre la representación de la corrección del error y cointegración, y en orden de cuantificar la dinámica de corto plazo de la tasa de depreciación, se estimó el siguiente modelo de corrección de error:

$$\Delta^2 lS_t = \underset{\substack{(0.1297)\\ -2.0352}}{-0.26403 z_{t-1}} + \sum_{i=1}^{6} \theta_i \Delta^2 lS_{t-i} + \sum_{i=1}^{6} \Phi_i \Delta^2 lP_{t-i}$$

donde $z_{t-1} = \Delta lS_{t-1} - 0.87645\ \Delta lP_{t-1}$ corresponde al error de desvío de la relación estable de largo plazo del período previo. Esta estimación es el resultado de un proceso de selección, en particular, el número óptimo de rezagos fue hallado usando el criterio de Información de Akaike.

Considerando que todas las variables usadas en el modelo de corrección de error son estacionarias (integradas de orden cero), los contrastes estadísticos usuales son válidos. Los resultados indican que el coeficiente de término de error z_{t-1} es estadísticamente significativo, implicando una relación estable de largo plazo entre $\Delta \ln S_t$ y $\Delta \ln(P_t/P^*_t)$ cuyas desviaciones son parcialmente corregidas en el período siguiente. Este coeficiente tiene el signo correcto y su valor indica que el 26% de las desviaciones de la relación estable durante el mes t-1 son corregidas en el mes t. La tasa de depreciación requiere un período de ajuste de cuatro meses promedio para alcanzar su nivel de equilibrio indicado por la relación estable.

4. CONCLUSIONES

Las principales conclusiones de este documento son las siguientes:

Los contrastes de cointegración y de raíz unitaria aplicados a los datos del Perú para el período 1976:1 a 1987:6 no permiten la verificación de la paridad del poder de compra en su versión absoluta ni en la relativa. Como la inflación en el período no alcanzó los niveles de hiperinflación, los resultados parecen plausibles. La ausencia de paridad puede ser explicada porque las perturbaciones reales eclipsaron a las perturbaciones monetarias.

La relación (IV), la formulación contrastable usual de la paridad del poder de compra en su versión relativa, fue construida asumiendo la estacionariedad de las variables $\ln S_t$ y $\ln(P_t/P^*_t)$. Como estas variables probaron ser no estacionarias pero integradas de segundo orden, los resultados de los contrastes pueden interpretarse en dos sentidos. Se aplicó un contraste más directo, cuyos resultados rechazan las versiones absoluta y relativa de la paridad. Este hecho confirma la importancia de considerar la estacionariedad como un elemento analítico, tanto para elegir las técnicas estadísticas apropiadas, como para interpretar los resultados.

Un análisis complementario permitió afirmar que el logaritmo del tipo de cambio real se comporta como un proceso de caminata aleatoria, y por tanto, las variaciones del logaritmo del tipo de cambio real son serialmente independientes. Este resultado puede ser interpretado como una evidencia a favor de los mercados eficientes. Sin embargo, resulta cuestionable hablar de arbitraje en el caso específico de la economía peruana.

La cointegración permite modelar más precisamente la relación estable de largo plazo o de equilibrio. Cuando los contrastes de cointegración se aplican a los datos del Perú, no se puede verificar la hipótesis de la paridad del poder de compra, pero se puede notar la existencia de una relación estable de largo plazo indicada por la cointegración de orden (2,1) que existe entre las variables $\ln S_t$ y $\ln(P_t/P^*_t)$. Esta relación permite estimar un modelo de corrección de error que indica que la tasa de depreciación de la moneda nacional necesita cuatro meses, en promedio, para corregir las desviaciones de la paridad.

BIBLIOGRAFIA

ADLER, Michael y Bruce Lehmann
1983 "Deviations from Purchasing Power Parity in the Long Run" *The Journal of Finance*, 5.

BRUCE, Neil y Douglas P. Purvis
1985 "The specification and influence of goods and factor markets in open-economy macroeconomic models" *Handbook of International Economics*, volumen II, ed. Jones & Kenen.

CORBAE, Dan y Sam Ouliaris
1988 "Cointegration and tests of purchasing power parity" *The Review of Economics and Statistics.*

ENGLE, Robert F. y C.W.J. Granger
1987 "Cointegration and error correction: Representation, estimation and testing" *Econometrica,* volumen 55, No. 2, Marzo.

FRENKEL, Jacob A.
1981 "The collapse of purchasing power parities during the 1970's" *European Economic Review,* 16.

GRANGER, C.W.J.
1981 "Some properties of time series data and their use in econometric model specification" *Journal of Econometrics,* 16.

JOHANSEN, Soren
1988 "Statistical Analysis of cointegration vectors" *Journal of Economic, Dynamic and Control,* 12.

MUSSA, M.
1982 "A model of exchange rate dynamics" *Journal of Political Economy,* 90.

PARK, Joon Y. y P.C.B. Phillips
1988 "Statistical Inference in regressions with integrated processes: Part 1" *Econometric Theory,* 4.

PHILLIS, P.C.B.
1987 "Time series regression with unit roots"*Econometrica*, 55.

PIZARRO RIOS, Juan V.
1991 "Test de co-intégration et la parité du pouvoir d'achat. Le cas du Pérou 01/1976-08/1987" *Mémoire D.E.S.*, Institut Universitaire de Hautes Etudes Internationales, Geneva.

PURVIS, Douglas D.
1982 "Exchange rates: Real and Monetary factors" *Economic and Social Review*, 13.

ROLL, R.
1979 "Violations of purchasing power parity and their implications for efficient international commodity markets" *International Finance and Trade*, ed. M. Sarnat & G. Szego, Cambridge, Mass.

STOCK, James H.
1987 "Asymptotic properties of least squares estimators of cointegrating vectors" *Econometrica*, 55.

STOCK, J. H. y M.W. Watson
1988 "Testing for common trends" *Journal of the American Statistical Association*, 83.

WEST, K.D.
1986 "Asymptotic normality when regressors have a unit root" *Princeton Discussion Papers in Economics 110*, Princeton University.

Cuadro 1a

Determinación del orden de integración

Test Dickey-Fuller

Variable explicada	Constante	Variable explicativa
Δls_t		-0.0025885 ls_{t-1} (0.0029197) -0.88655
Δls_t	0.042835 (0.0042326) 10.12	0.0010615 ls_{t-1} (0.0022425) 0.47336
$\Delta^2 ls_t$		-0.3703 Δls_{t-1} (0.066419) -5.5763*
$\Delta^2 ls_t$	0.027751 (0.0051849) 5.3524	-0.66149 Δls_{t-1} (0.080183) -8.1250*
Δlp_t		0.014561 lp_{t-1} (0.0017763) 8.1976
Δlp_t	0.037268 (0.0023262) 16.021	0.0061354 lp_{t-1} (0.0011726) 5.2280
$\Delta^2 lp_t$		-0.15158 Δlp_{t-1} (0.045615) -3.3231*
$\Delta^2 lp_t$	0.023562 (0.0037852) 6.2247	-0.54806 Δlp_{t-1} (0.07542) -7.2667*

* Estadísticamente significativo al nivel de 5%

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al error estandard de los coeficientes, y los valores inmediatamente debajo de ellos corresponden al estadístico t.

Cuadro 1b

Determinación del orden de integración

Test Dickey-Fuller aumentado

Variable explicada	Constante	Variable explicativa
ΔlS_t		-0.0011288 lS_{t-1} (0.001593) -0.70860
ΔlS_t	0.010464 (0.005207) 2.0096	-0.00047263 lS_{t-1} (0.0015701) -0.30103
$\Delta^2 lS_t$		-0.072789 ΔlS_{t-1} (0.054326) -1.3398
$\Delta^2 lS_t$	0.011783 (0.0052052) 2.2636	-0.27688 ΔlS_{t-1} (0.10123) -2.7350
ΔlP_t		-0.0003411 lP_{t-1} (0.0013405) -0.25445
ΔlP_t	0.014134 (0.0050991) 2.7718	0.0024639 lP_{t-1} (0.00136) 1.8117
$\Delta^2 lP_t$		-0.016887 ΔlP_{t-1} (0.03993) -0.42293
$\Delta^2 lP_t$	0.011271 (0.0050986) 2.2107	-0.2447 ΔlP_{t-1} (0.11063) -2.2125

* Estadísticamente significativo al nivel de 5%

Nota: Los valores entre paréntesis corresponden al error estandard de los coeficientes, y los valores inmediatamente debajo de ellos corresponden al estadístico t.

Cuadro 2

La ecuación cointegrante

Modelo	Variable explicada	Constante	Variable explicativa	R^2	D.W.
(1)	lS_t		0.75866 lP_t (0.04692) 16.17	0.6495	
(2)	lS_t	-1.2309 (0.01656) -74.331	1.0419 lP_t (0.00823) 126.55	0.9916	0.078
(3)	ΔlS_t		0.87645 ΔlP_t (0.08038) 10.904	0.0576	
(4)	ΔlS_t	0.01818 (0.00752) 2.4163	0.56966 ΔlP_t (0.14953) 3.8096	0.0964	1.626

Notas: Los modelos (1) y (2) estimados corresponden a la versión absoluta de la PPP y los modelos (3) y (4) a los de la versión relativa, donde:
$lS_t = \ln(S_t)$, el logaritmo de la tasa de cambio,
$lP_t = \ln(P_t/P^*_t)$, el logaritmo de los precios relativos,
$\Delta lS_t = \ln(S_t) - \ln(S_{t-1})$, y,
$\Delta lP_t = \ln(P_t/P^*_t) - \ln(P_{t-1}/P^*_{t-1})$.

Los valores entre paréntesis corresponden al error estandard de los coeficientes, y los valores inmediatamente debajo de ellos corresponden al estadístico t.

Cuadro 3a

La versión absoluta: tests de raíz unitaria aplicados a los residuos de la ecuación cointegrante

Modelo	(1)			(2)		
Rezagos	D.F.A.	C.I.A.	Phillips	D.F.A.	C.I.A.	Phill.
0	-3.24	-6.16		-0.81	-6.08	
1	-2.92	-6.16	-2.963	-1.10	-6.07	-1.036
2	-2.71	-6.15	-2.784	-1.36	-6.06	-1.251
3	-2.75	-6.13	-2.798	-1.35	-6.04	-1.236
4	-2.78	-6.11	-2.836	-1.32	-6.02	-1.200
5	-1.50	-6.68	-2.666	-0.26	-6.57	-1.410
6	-1.74	-6.98	-2.527	-1.51	-6.88	-1.607
7	-1.69	-6.96	-2.422	-1.72	-6.86	-1.761
8	-1.45	-6.95	-2.351	-1.79	-6.87	-1.918
9	-1.54	-6.93	-2.357	-1.70	-6.84	-1.917
10	-1.54	-6.96	-2.299	-2.46	-6.89	-2.056
11	-1.49	-6.94	-2.272	-2.71	-6.88	-2.158
12	-1.74	-6.94	-2.284	-2.61	-6.87	-2.161

Notas: . El valor de D.F.A. para cero rezagos corresponde al valor del estadístico Dickey-Fuller y no al del estadístico Dickey-Fuller aumentado.

. El criterio de información de Akaike * (C.I.A.) utilizado permite determinar el número óptimo de rezagos del test D.F.A..

* El criterio de información de Akaike, utilizado para determinar el número óptimo de rezagos del modelo
$Y_t = b_1 + b_2 X_{t-1} + ... + b_k X_{t-k+1} + u_t$
está basado en la fórmula siguiente:
C.I.A.= $\ln(SSE/T) + 2K/T$
donde K es el número de rezagos, T el número de observaciones y SSE es la suma de cuadrados de los desvíos. El criterio de decisión es el de seleccionar la formulación con el número de rezagos K que minimiza el C.I.A..

Cuadro 3b

La versión relativa: tests de raíz unitaria aplicados a los residuos de la ecuación cointegrante.

Modelo	(3)			(4)		
Rezagos	D.F.A.	C.I.A.	Phillips	D.F.A.	C.I.A.	Phill.
0	-10.36*	-6.12		-9.76*	-6.18	
1	-6.92*	-6.11	-10.345*	-6.62*	-6.17	-9.718*
2	-5.98*	-6.09	-10.498*	-5.76*	-6.15	-9.928*
3	-5.33*	-6.06	-10.489*	-5.13*	-6.13	-9.937*
4	-4.55*	-6.04	-10.474*	-4.35*	-6.11	-9.933*
5	-4.36*	-6.68	-10.662*	-3.82*	-6.75	-10.184*
6	-2.87	-6.93	-10.885*	-2.67	-7.00	-10.435*
7	-2.52	-6.91	-11.102*	-2.52	-6.98	-10.714*
8	-2.73	-6.91	-11.346*	-2.71	-6.98	-10.910*
9	-2.17	-6.92	-11.306*	-2.16	-6.98	-10.835*
10	-1.89	-6.91	-11.560*	-2.12	-6.98	-11.056*
11	-2.14	-6.90	-11.718*	-2.47	-6.98	-11.118*
12	-2.14	-6.88	-11.715*	-2.52	-6.96	-11.058*

* Significativo a 5%

Notas:
- El valor de D.F.A. para cero rezagos corresponde al valor del estadístico Dickey-Fuller y no al del estadístico Dickey-Fuller aumentado.
- El criterio de información de Akaike (C.I.A.) utilizado permite determinar el número óptimo de rezagos del test D.F.A..

Cuadro 4

La versión relativa: el test de Johansen

Modelo	(3)			(4)		
Rezagos	ρ_1	ρ_2	J(0)	ρ_1	ρ_2	$J_\mu(0)$
1	0.525	0.164	47.53*	0.532	0.357	63.71*
2	0.485	0.135	38.71*	0.491	0.316	51.47*
3	0.426	0.102	28.19*	0.431	0.257	36.74*
4	0.380	0.093	21.93*	0.389	0.244	30.02*
5	0.337	0.085	16.84*	0.344	0.229	23.70*
6	0.316	0.087	14.79*	0.330	0.234	22.50*
7	0.292	0.082	12.46*	0.292	0.255	20.28*
8	0.278	0.066	10.96*	0.280	0.238	18.08*
9	0.263	0.063	9.69	0.263	0.237	16.59
10	0.283	0.027	10.73	0.286	0.203	16.18
11	0.307	0.021	12.53*	0.308	0.208	18.16*
12	0.266	0.002	9.19	0.275	0.201	14.97

* Significativo a 5%.

Notas: . los valores críticos son: J(0)=12.00 y $J_u(0)$=17.844
. p_1 y p_2 son los valores de los coeficientes de correlación canónica.

Cuadro 5

La versión relativa: el test de Stock y Watson

Modelo	(3)			(4)		
Rezagos	λ_1	λ_2	$q_c(2,1)$	λ_1	λ_2	$q_c^{\mu}(2,1)$
0	0.878	0.093	-125.10*	0.543	0.113	-122.41*
1	0.932	0.098	-124.40*	0.618	0.097	-124.51*
2	0.926	0.011	-136.36*	0.543	0.022	-134.88*
3	0.932	0.024	-134.61*	0.528	0.009	-136.76*
4	0.911	0.046	-131.68*	0.424	0.038	-132.79*
5	0.920	-0.038	-132.80*	0.426	-0.038	-143.32*
6	0.905	-0.127	-143.20*	0.389	-0.135	-156.64*
7	0.869	-0.200	-165.65*	0.294	-0.217	-167.89*
8	0.883	-0.304	-179.97*	0.322	-0.344	-185.47*
9	0.874	-0.282	-176.86*	0.298	-0.332	-183.83*
10	0.876	-0.374	-189.66*	0.288	-0.428	-197.13*
11	0.850	-0.440	-198.71*	0.238	-0.533	-211.50*
12	0.820	-0.439	-198.62*	0.160	-0.559	-215.12*

* Significativo a 5%.

Nota: los valores críticos son $q_c(2,1)=-17.5$ y $q_c^{\mu}(2,1)=-23$

Cuadro 6

La versión relativa: Tests de raíz unitaria aplicados a las primeras diferencias del logaritmo de la tasa de cambio real (ΔlnE)

Modelo	Sin deriva			Con deriva		
Rezagos	D.F.A.	C.I.A.	Phillips	D.F.A.	C.I.A.	Phill.
0	-10.72*	-6.10		-10.68*	-6.10	
1	-7.17*	-6.09	-10.709*	-7.14*	-6.09	-10.669*
2	-6.22*	-6.06	-10.816*	-6.20*	-6.06	-10.787*
3	-5.58*	-6.04	-10.784*	-5.56*	-6.04	-10.753*
4	-4.81*	-6.02	-10.752*	-4.79*	-6.02	-10.717*
5	-4.44*	-6.63	-10.761*	-4.38*	-6.64	-10.713*
6	-2.99*	-6.88	-10.960*	-2.96*	-6.88	-10.929*
7	-2.56*	-6.87	-11.120*	-2.54	-6.87	-11.096*
8	-2.75*	-6.86	-11.335*	-2.72	-6.87	-11.318*
9	-2.13*	-6.87	-11.282*	-2.09	-6.87	-11.264*
10	-1.79	-6.87	-11.492*	-1.76	-6.87	-11.479*
11	-2.03*	-6.86	-11.641*	-2.00	-6.86	-11.630*
12	-2.04*	-6.83	-11.628*	-2.00	-6.84	-11.617*

* Significativo a 5%.

Notas:
- El valor de D.F.A. para cero rezagos corresponde al valor del estadístico Dickey-Fuller y no al del estadístico Dickey-Fuller aumentado.
- El criterio de información de Akaike (C.I.A.) utilizado permite determinar el número óptimo de rezagos del test D.F.A..

Cuadro 7

Tests de raíz unitaria aplicados al logaritmo de la tasa de cambio real (lnE)

Modelo	Sin deriva			Con deriva		
Rezagos	D.F.A.	C.I.A.	Phillips	D.F.A.	C.I.A.	Phill.
0	-0.168	-6.08		-1.411	-6.10	
1	-0.347	-6.09	-0.1931	-1.819	-6.11	-1.5674
2	-0.392	-6.07	-0.2173	-2.056	-6.10	-1.7130
3	-0.393	-6.05	-0.2134	-2.057	-6.08	-1.7024
4	-0.394	-6.03	-0.2072	-2.062	-6.06	-1.6765
5	-0.399	-6.01	-0.2116	-2.166	-6.04	-1.7057
6	0.690	-6.62	-0.2426	-1.038	-6.63	-1.8905
7	-0.002	-6.87	-0.2636	-2.031	-6.90	-2.0150
8	-0.007	-6.85	-0.2839	-2.274	-6.90	-2.1334
9	0.126	-6.85	-0.2829	-1.936	-6.88	-2.1295
10	0.183	-6.86	-0.3004	-2.312	-6.90	-2.2283
11	0.060	-6.85	-0.3126	-2.797	-6.92	-2.2957
12	0.036	-6.84	-0.3125	-2.575	-6.90	-2.2909

* Significativo a 5%.

Notas:
- El valor de D.F.A. para cero rezagos corresponde al valor del estadístico Dickey-Fuller y no al del estadístico Dickey-Fuller aumentado.
- El criterio de información de Akaike (C.I.A.) utilizado permite determinar el número óptimo de rezagos del test D.F.A..

